

产业扶持政策与股票系统性风险

邓可斌 龚 振*

摘要: 本文通过百度新闻大数据提炼新颖的产业扶持政策指标,并结合五年规划中的产业扶持条款,运用贝叶斯算法首次检验了产业扶持对中国上市公司系统性风险存在关键性的影响。研究发现:产业扶持政策提升了相关行业国有企业的系统性风险,同时降低了这些行业民营企业的系统性风险。同时,引入产业扶持政策因素可以提高系统性风险对于股票收益率的解释作用。这些结果不仅证明了产业扶持政策会增强(减弱)民营(国有)企业活力,而且说明了强化对民营企业的产业扶持,有助于金融市场的健康发展。

关键词: 产业扶持政策; 系统性风险; 贝叶斯模型

DOI: 10.13821/j.cnki.ceq.2023.01.17

一、引言

中国上市公司系统性风险占比高达 50% 左右,同时特质风险占比相应的亦为 50% 左右(事实上,对特质风险测算一直停留在 40%—60% 的范围内),系统性风险远高于美国等发达国家 10% 左右的水平(Morck et al., 2000; Jin and Myers, 2006)。如果国有企业能更多地承担系统性风险,而民营企业承担更多的公司特质风险,就可以有效增加特质风险对创新的激励。由于民营企业相比国有企业,往往有更强的创新动力,而特质风险关联的创新要求,其要求的回报常常是不固定并且较低的,所以民营企业如果能承担更多的特质风险,就能够有效地激励公司进行创新(Wang et al., 2017; Glover and Levine, 2017)。

本文讨论产业扶持政策是否会影响相关企业的系统性风险承担比重。在总风险保持不变的情况下,由于系统性风险与特质风险是此消彼长的关系,公司股票系统性风险的降低必然同时提高其特质风险。虽然已有很多文献讨论了中国产业政策的实施效果(如 Aghion et al., 2015),但尚无研究从公司系统性风险的角度,对产业扶持政策是否能促进公司竞争力和发展活力、是否能够促进金融市场健康发展进行研究。对于中国的情况而言,产业扶持政策的一个容易被诟病之处就是其可能会带来重复建设,引发企业产能过剩(程俊杰, 2015)。如果是这样,产业扶持政策应该会引发公司承担更多的系统性风险,但至今为止尚没有直接的证据。

我们首先解决产业扶持政策指标的测量问题。本文使用大数据百度新闻样本中,对

* 邓可斌,华南理工大学经济与金融学院,赣南师范大学赣州绿色金融研究院;龚振,韶关学院商学院。通信作者及地址:龚振,广东省韶关市浈江区韶关学院商学院,512005;电话:15914436843;E-mail:peacebee_gz@126.com。感谢广东省自然科学基金面上项目(2021A1515012006)的资助。同时感谢两位匿名审稿人的宝贵意见,文责自负。

某产业的报道热度来观察某产业是否得到政府扶持。此前的相关研究一般通过具体产业是否列入支持规划或是否设立了相关产业扶持的规章制度来进行(如黎文靖和李耀淘, 2014; Chen et al., 2017)。但这样测量出来的产业政策存在两个缺陷:一是往往只能针对某类产业政策规章进行研究(如五年规划中所扶持的产业, 2009年十大产业振兴计划等),但现实中各级政府和各类产业政策往往交织在一起;二是数据频率只能达到年度频率,无法达到估测系统性风险通常需要的月度频率水平。具体的,我们考察某月度百度新闻中对某一产业政策的报道热度是否高于均值热度超过一个标准差水平——如果是,则将其列入扶持产业。

其次,本文将企业是否得到产业扶持的虚拟变量指标引入资本资产定价模型,动态检验其是否能够影响企业承担的系统性风险。由于时变系统性风险的资本资产定价模型研究已成为相关研究的标准范式(如Ang and Kristensen, 2012; Cosemans et al., 2015)。我们在这些研究的基础上,将企业是否得到产业扶持因素引入系统性风险 β 因子的决定方程,观察产业扶持因素对系统性风险的作用。我们使用贝叶斯算法来估计产业扶持与系统性风险间的关系。特别的,我们还关注了国有产权在其间有什么样的影响。

最后,我们研究产业扶持因素的引入能否提升公司股票定价模型解释力。同时,我们还关注了产业扶持对股票收益率在长期内的预测力。

本文的创新之处体现在三方面:一是首次通过严谨的实证方法,给出了产业扶持政策影响企业系统性风险的直接证据。特别的,产业扶持政策有助于降低民营企业的系统性风险,但却会提升国有企业的系统性风险。二是证明了产业扶持政策对公司股票收益率(资本资产定价模型)具有显著的解释力,同时在长期内对公司股票收益率有一定的预测作用。三是进一步说明了产业扶持政策确实对于行业市场完善、发展良好的产业有更好的作用,应加大对发展良好产业的扶持力度。

二、制度背景与研究假设

(一) 中国的产业扶持政策

中国产业政策体系依然是以选择性产业政策为主体(江飞涛和李晓萍, 2010),主要体现为政府出于对若干产业的重视而出台相关的规划政策支持这些产业的发展。作为转型国家代表的中国,产业政策主要具有两方面特征。第一,通过产业政策可以观察到政府对哪些特定产业进行直接扶持;第二,可以清晰观察到产业扶持政策对国企和民企的不同作用。具体而言,产业政策对于相关行业企业而言,是一个可以显著识别的强支持信号。一方面,政策的出台会给予相关产业的企业一个显著的支持信息,使得这些企业能够更大胆地进行技术创新和产业升级。在这种情况下,企业的活力就能够得到激发,其所承担的特质风险就会上升,相应的系统性风险比例就会下降。但另一方面,产业政策如果实施不当,又会强化得到扶持企业的市场垄断地位,降低其技术创新意愿,而坐收垄断之利。在这种情况下,产业扶持政策反而会带来相关企业承担系统性风险比例的上升。由于国企和民企在很多行业中的市场地位存在差别,产业扶持政策在国企和民企的作用会因此而存在较大的差异。

（二）理论分析与研究假设

产业扶持政策实施对微观企业行为具有重要影响。产业扶持政策通过引发企业真实活动的变化，会改变企业价值并在股票价格波动上有所反映（陈冬华和姚振晔，2018）。系统性风险 β 系数表示股票收益波动相对于市场收益波动的程度，一直以来都是上市公司衡量其股票在市场低迷时脆弱性的一个重要指标。大量文献表明，企业的基本面特征与其股票系统性风险具有密切联系（Beaver et al., 1970; Gomes et al., 2003; Cosemans et al., 2015）。产业扶持政策作为影响企业基本面的一种宏观政府行为，同样也包含了具有微观个体差异的特质信息（陈冬华和姚振晔，2018），进而可能会对企业的系统性风险产生影响。

与此同时，大量文献发现产业扶持政策对于激发不同产权性质企业活力方面存在明显差别。首先，对于国企而言，由于其历来拥有较强的政治关联，因此更容易获得产业政策的倾斜，比如得到更多的股权融资机会（Chen et al., 2017）和更多的政府补贴（张莉等，2019）。但同时国企也面临着更强的政府干预，这会导致国企过度投资而造成其效率损失加重（孙晓华和李明珊，2016）。在那些国有企业占比高的行业中，更有可能造成产能过剩现象（程俊杰，2015）。此外，在金融市场上，国企也会相应更多地担负起维护市场稳定的责任，进而导致其将会承担更多的系统性风险。

其次，对于民企来说，作为推动经济社会发展的重要力量，其效率和绩效一直都高于国企（宋立刚和姚洋，2005），但却一直面临较为严重的融资歧视（Brandt and Li, 2003），导致其竞争活力得不到充分的激发。而产业政策的实施，恰恰改善了民企的融资环境，使其获得了更多银行贷款（黎文靖和李耀淘，2014），缓解了民企在开展创造性活动时所面临的资源约束，能有效激励民企进行技术创新（余明桂等，2016）。总体而言，产业政策可以促进民企竞争而使其实现价值增长（Aghion et al., 2015）。

最后，国有企业大多分布于具有一定垄断性的行业中，它们所进行的创新更多是为维护其垄断地位，或维持社会稳定，保证经济平稳运行，创新激励不足（邓可斌和丁重，2010；董晓庆等，2014），因而国企的创新效率相对低下（吴延兵，2012；杨洋等，2015）。因此，国企即使在获得产业政策的扶持下，所进行的创新活动也不会具有较高风险。而民企在激烈的竞争环境下，为获取更大的市场份额，则更有动力充分利用产业政策带来的红利，积极开展高风险的研发活动，以提升自身核心竞争力，打破竞争壁垒和技术壁垒。以芯片产业为例，国企往往只负责瞄准已知前沿方向的创新，而民企仍然承担着更多的向不确定方向突破的责任，比如某些头部的民营芯片企业在“绕过光刻机”芯片技术方面进行的开创性尝试。¹

综上，在产业政策的影响下，民营企业会更具活力和创造力，而国有企业因激励机制缺乏、经营目标扭曲、竞争压力不足等原因可能会产生惰性，其创新活力和效率得不到提升。因此，产业扶持政策在激发民企创造活力的同时会带来其系统性风险的下降，而国企则恰恰相反。由此，我们提出研究假设1。

¹ 详见以下网址链接报道：https://xw.qq.com/cmsid/20200331A0L45Y00?ivk_sa=1023197a，访问时间：2023年1月5日。

研究假设 1 产业扶持政策对企业系统性风险有显著影响,特别地,产业扶持政策会提升国有企业的系统性风险,同时降低民营企业的系统性风险。

在金融市场上,股票的系统性风险具有随时间变化的特征(丁志国等,2012),而且系统性风险 β 系数与股票收益的资本资产定价模型紧密关联(Black et al., 1972)。正如前文所述,产业扶持政策对微观企业具有异质性和动态性的影响,在这种情况下,如果研究假设 1 成立,将产业扶持政策因素引入系统性风险的时变估计中,应该可以提高系统性风险的估计精度,进而提升资本资产定价模型对股票收益的解释力。基于此,我们提出研究假设 2。

研究假设 2 引入产业扶持政策因素能够增加公司股票定价模型的解释力。

三、研究设计:变量、数据与模型

(一) 产业扶持政策指标的测量

本文利用网络爬虫技术,直接在百度新闻网站搜索并爬取新闻标题中同时包含“产业名称”(如汽车)、“产业”、“政策”这三个关键词或其相近词的新闻报道,记录并统计每个产业每个月的新闻报道数量。然后根据各产业新闻报道数量的对比,统计得到扶持产业的比率。同时,为提高新闻爬取效率和准确度,采取如下处理方法:(1)只爬取样本公司所涉及的产业(行业)。(2)“产业(行业)名称”关键词由查阅样本公司年报确定。若公司年报未直接指明其主营业务所处的产业(行业),则根据《国民经济行业分类》(2017年修订)相对应的行业大类名称作为关键词。(3)计算每个月所有产业政策新闻数的均值和标准差,若某产业这个月的新闻数大于均值一个标准差水平,则认为该产业这个月受到政策大力扶持,赋值为1,否则赋值为0。将赋值结果与该月份处于该产业的样本公司进行匹配,最终得到每个公司每个月的产业扶持政策虚拟变量。需要说明的是,这一虚拟变量的设计可以排除大部分情绪噪音的干扰(在一个标准差水平内的波动的干扰)。

(二) 数据与模型说明

以全部A股主板上市公司为初始样本,样本区间为2006年1月至2017年12月。²剔除了(1)金融类公司,(2)ST和PT类异常样本,(3)上市时间不满一年及年交易少于150日的公司样本,以及(4)所需变量缺失的样本。此外,按照研究惯例对公司层面的连续控制变量进行了上下0.5%的Winsorize处理和标准化处理,最终得到有效截面公司数为305家,总共43920个公司-月度观测值。本研究使用的宏观变量(货币政策与财政政策指标)来源于Wind数据库,其他数据均来源于CSMAR数据库。

在Cosemans et al. (2015)及邓可斌等(2018)的研究基础上,加入产业扶持政策变量,构建贝叶斯估计的先验模型。步骤如下:

² 由于实证检验所需的财政政策代理变量从2004年2月开始才能计算得到,同时,为了与后文稳健性检验中利用传统五年规划提炼产业扶持政策变量进行对比,因而选取“十一五”规划(2006—2010年)的起始时间2006年1月作为样本区间起点。

首先，利用月度面板模型引出先验系统性风险 β 因子：

$$R_{it} = \alpha_i^* + \beta_{it|t-1}^* R_{Mt} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中 R_{it} 和 R_{Mt} 分别代表考虑现金红利再投资的个股和市场月度超额收益率。在式 (1) 中指定 $\beta_{it|t-1}^*$ 为公司 i 第 t 月的先验系统性风险，然后将其表示为一系列宏观变量的线性函数，并在其中加入产业扶持政策因子 (IP)：

$$\begin{aligned} \beta_{it|t-1}^* = & \gamma_0 + \gamma_1 IP_{it-1} + \gamma_2 IP_{it-1} S_i + \gamma_3 X_{t-1} + \gamma_4 X_{t-1} S_i + \gamma_5 S_i \\ & + \delta'_1 Z_{it-1} + \delta'_2 Z_{it-1} X_{t-1} + \delta'_3 Z'_{it-1} IP_{it-1}. \end{aligned} \quad (2)$$

最后，将式 (2) 代入式 (1) 中，即得到最终的面板回归模型：

$$\begin{aligned} R_{it} = & \alpha_i^* + (\gamma_0 + \gamma_1 IP_{it-1} + \gamma_2 IP_{it-1} S_i + \gamma_3 X_{t-1} + \gamma_4 X_{t-1} S_i + \gamma_5 S_i \\ & + \delta'_1 Z_{it-1} + \delta'_2 Z_{it-1} X_{t-1} + \delta'_3 Z'_{it-1} IP_{it-1}) R_{Mt} + \varepsilon_{it}. \end{aligned} \quad (3)$$

在式 (2) 和式 (3) 中， IP 是我们通过百度新闻提炼的产业扶持政策虚拟变量。 X 中包含了与邓可斌等 (2018) 研究类似的两个宏观经济政策变量：货币政策代理变量 (X_{M2}) 和财政政策代理变量 ($X_{fixedinv}$)。 Z 中共包含六个公司微观特征变量：规模 (Z_{size})、账面市值比 (Z_{beme})、资产负债率 ($Z_{L/A}$)、经营杠杆 (Z_{DOL})、财务杠杆 (Z_{DFL})、动量因子 (Z_{mom})，并且还加入了行业虚拟变量 (Z_{ind})。³ Z' 与 Z 相似，但不包含行业虚拟变量。特别地，为了考察国有产权的影响，模型中还加入了宏观政策变量与产权性质虚拟变量 (S_i) 的交互项。此外模型也包含了宏观政策变量与公司微观特征变量的交互项，以控制这些交互作用。表 1 列示了各主要变量的具体定义。

表 1 主要变量定义

变量符号	变量名称	定义
IP	产业扶持政策	爬取百度新闻提炼得到，若获得扶持取值为 1，否则为 0
S	产权性质	根据实际控制人性质确定，国企取值为 1，非国企取值为 0
R	个股超额收益率	考虑现金红利再投资的个股收益率减去无风险利率
R_M	市场超额收益率	考虑现金红利再投资的市场收益率减去无风险利率
X_{M2}	货币政策	M2 同比增长率
$X_{fixedinv}$	财政政策	政府固定资产投资占比的同比增长率
Z_{size}	规模	总资产的自然对数
Z_{beme}	账面市值比	总资产 / (市值 + 总负债)
$Z_{L/A}$	资产负债率	总负债 / 总资产
Z_{DOL}	经营杠杆	(营业收入 - 营业成本) / (利润总额 + 财务费用)
Z_{DFL}	财务杠杆	(利润总额 + 财务费用) / 利润总额
Z_{mom}	动量因子	以当期的前 12 个月累积收益率表示
Z_{ind}	行业虚拟变量	采用《上市公司行业分类指引》(2012 年修订)，共划分出 56 个行业，生成 55 个行业虚拟变量

³ 由于公司的相关财务数据只能从季报中得到，因此我们假设在同一个季度内每个月的财务指标不发生变化，数值大小均相等，故而将季度频率的财务指标转化为了月度频率，以满足研究需要。

接下来,使用贝叶斯方法对式(3)进行估计。由于贝叶斯估计得到的是参数的后验分布,为了使参数均能收敛到稳定分布,我们共进行2500次迭代,并将前500次的结果当作预烧期(burn-in)而去除,进而将余下2000次的贝叶斯参数估计值 γ 、 δ' 逐一代入式(2)计算得到每次迭代的估计结果 $\beta_{it|t-1}^{*(l)}$ 。随后,计算得到 $\beta_{it|t-1}^*$ 的估计均值及其方差($L=2000$):

$$\hat{\beta}_{it|t-1}^* = \frac{1}{L} \sum_{l=1}^L \beta_{it|t-1}^{*(l)}, \quad \hat{\sigma}_{\beta_{it|t-1}^*}^2 = \frac{1}{L} \sum_{l=1}^L (\beta_{it|t-1}^{*(l)} - \hat{\beta}_{it|t-1}^*)^2. \quad (4)$$

在式(4)计算得到先验 $\hat{\beta}_{it|t-1}^*$ 的基础上,参照Cosemans et al. (2015)的做法,将先验 $\hat{\beta}_{it|t-1}^*$ 与日度收益数据一年滚动窗口回归得到的个股 β 进行收缩(shrinkage),最后计算出引入产业扶持政策因素的宏微观混合系统性风险 $\tilde{\beta}_{it}$: $\tilde{\beta}_{it} = \varphi_{it} \hat{\beta}_{it|t-1}^* + (1 - \varphi_{it}) b_{it}$, 收缩权重为: $\varphi_{it} = \frac{s_{b_{it}}^2}{\hat{\sigma}_{\beta_{it|t-1}^*}^2 + s_{b_{it}}^2}$ 。 b_{it} 和 $s_{b_{it}}^2$ 分别为一年滚动窗口回归所得到的系数和方差(其中 $i=1, \dots, N$; $t=1, \dots, T$; $N=305$, $T=144$)。因此,最终得到305只个股共144个月的宏微观混合 $\tilde{\beta}_{it}$, 并标识为 Hybrid β 。

为了对比引入产业扶持政策因素的混合 β 与其他方法估计的股票时变 β 的收益解释力和预测力,我们还通过以下几种不同方法计算得到了股票的时变 β :

(1) 在先验 $\hat{\beta}_{it|t-1}^*$ 的估计中不加入产业扶持政策变量,其他部分均不变,重新计算出最终的混合 β ,以 Hybrid β -no IP 标识。

(2) 使用过去一年日度收益数据进行滚动 OLS 回归(要求至少有150个非缺失的日度收益观测值)得到的滚动窗口 β ,标识为 Rolling β -daily。

(3) 使用过去一年日度收益数据进行滚动 OLS 回归(要求至少有150个非缺失的日度收益观测值),并且采用 Dimson (1979) 的方法进行滞后5阶调整,以消除股票非同步交易的影响。最终得到滚动窗口 β ,标识为 Rolling β -daily_Dimson。

(4) 参照 Black et al. (1972) 和 Fama and Macbeth (1973), 采用月度收益数据进行 β 因子估计。具体地,利用过去三年月度收益数据进行滚动 OLS 回归(要求至少有12个非缺失的月度收益观测值)得到滚动窗口 β ,标识为 Rolling β -monthly。

(5) 采用经典的 Vasicek (1973) 收缩方法,使用日度数据进行一年窗口的滚动 β 估计,并将滚动 β 的流通市值加权均值与横截面方差作为共同的先验信息,使每只股票各时点的滚动 β 收缩至这一先验,最终得到 Vasicek 收缩 β ,标识为 Vasicek β 。

四、实证结果

(一) 产业扶持政策指标的描述性统计

按照上文的方法,确定了67个需要爬取的产业名称关键词,由于模型需要滞后一期,因此爬取并统计了每个产业在2005年12月至2017年11月的产业政策新闻报道,共得到5091条产业政策新闻。我们将新闻报道热度高于均值热度超过一个标准差水平的产业列为扶持产业,图1展示了各月扶持产业在总产业中的占比,表2则以三年为时

间跨度给出了各时间段前 10 大被扶持产业的名称。随后，在扶持产业的结果与该月处于该产业的样本公司进行匹配之后，得到了最终的产业扶持政策变量 (IP)，表 3 报告了按年度统计的扶持企业中国有企业与民营企业的占比情况。经计算，本文产业扶持政策变量 (IP) 的均值为 0.1422，标准差为 0.3492。这说明样本中有 14.22% 的公司获得了政策扶持，这与余明桂等 (2016) 所报告的“13.81% 的公司处于产业政策重点扶持的行业中”的结论基本一致。⁴

从图 1 可见，在 2008—2010 年间得到产业扶持的企业比例有较明显的上升，其后扶持比例逐渐下降。这体现了金融危机对于国家产业扶持政策的重要影响。在大多数情况下，这一比值都在 0.05 以上，这保证了研究样本的有效数量。

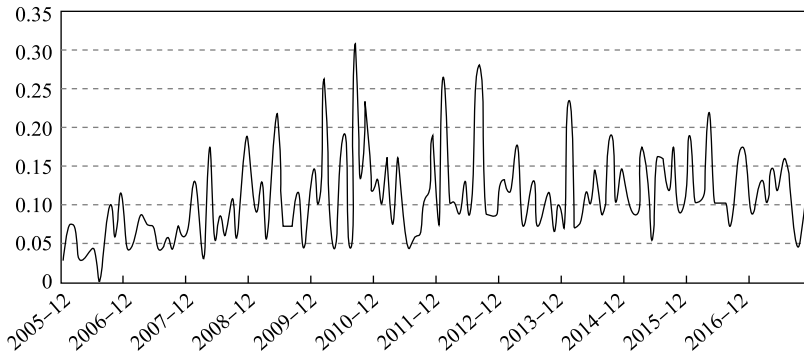


图 1 各月扶持产业占比

表 2 给出了不同时间段获得重点支持的产业。可见，智能制造、电子信息、新能源、环保等新兴行业和传统农业在近年来得到了较多的政府扶持。表 3 进一步比较了国企与民企在得到扶持企业中的占比。从中显见国企占比显著高于民企，但民企扶持比例在缓慢提升中。这说明了中国特色产业扶持政策的重要特征：国企相对于民企更容易得到产业扶持，同时民企也逐渐得到了国家的更多重视。

表 2 各时间段获得扶持最多的前十大产业统计

时间段	获得扶持最多的前十大产业
2005.12—2008.11	数字电视、纺织业、机床制造、印刷、医药、环保、房地产、电子元器件、煤炭、造纸
2008.12—2011.11	纺织业、数字电视、智能电网、化工、照明、工程机械、钢铁、印刷、软件、医药
2011.12—2014.11	光伏、环保、纺织业、智能电网、照明、机床制造、医药、海洋工程装备、集成电路、汽车
2014.12—2017.11	环保、汽车、医药、农业、互联网、光伏、建筑、电力、钢铁、轨道交通装备

表 3 各时间段扶持企业中国有企业与民营企业占比统计

时间段	国企占比	民企占比	时间段	国企占比	民企占比
2005.12—2006.11	0.67	0.33	2011.12—2012.11	0.70	0.30
2006.12—2007.11	0.78	0.22	2012.12—2013.11	0.73	0.27
2007.12—2008.11	0.74	0.26	2013.12—2014.11	0.64	0.36

⁴ 限于篇幅，其他主要变量的描述性统计结果未列出，如有需要，可向作者索取。

(续表)

时间段	国企占比	民企占比	时间段	国企占比	民企占比
2008.12—2009.11	0.72	0.28	2014.12—2015.11	0.70	0.30
2009.12—2010.11	0.68	0.32	2015.12—2016.11	0.63	0.37
2010.12—2011.11	0.68	0.32	2016.12—2017.11	0.61	0.39

(二) 产业扶持政策影响系统性风险的实证结果

表4列示了各宏观微观因素对先验系统性风险 $\hat{\beta}_{it|t-1}^*$ 的影响情况,由于采用贝叶斯估计,所以表中报告的是系数后验分布的均值(Mean)与标准差(SD)。从第(1)列可知,当财政政策变量($X_{fixedinv}$)没有进入方程时,产业政策能够显著降低被扶持企业的系统性风险。但是,当加入了财政政策变量后,产业政策对系统性风险的影响变得不显著,可能的原因在于:产业政策与财政政策存在紧密关联。特别的,剔除了财政政策影响的、单纯的产业政策——系统性风险的关系可能在国有和民营企业中存在着根本性的不同。在第(3)列中,在考虑了货币、财政政策等宏观政策的基础之上,同时加入了产业扶持政策因素(IP),并且加入产权性质虚拟变量(S)。可以发现, IP 的系数估计均值显著为负,而交互项 $IP \times S$ 的系数估计均值显著为负,且其绝对值大于 IP 前的系数估值。这表明,产业扶持政策确实造成了相关行业国企的系统性风险显著提升,而民企的系统性风险则显著下降。因此,实证结论充分支持了研究假设1。

表4 产业扶持政策对上市企业系统性风险的影响

变量	(1)	(2)	(3)
IP	-0.0370 (0.0185)**	-0.0230 (0.0186)	-0.1292 (0.0320)***
$IP \times S$			0.1500 (0.0381)***
X_{M2}	-2.3711 (0.6552)***	-2.0186 (0.7230)***	-2.1180 (0.7830)***
$X_{M2} \times S$			0.3011 (0.3295)
$X_{fixedinv}$		-0.7038 (0.6175)	-0.4851 (0.6518)
$X_{fixedinv} \times S$			-0.3208 (0.2756)
S			-0.0426 (0.0622)
Z_{size}	-0.1499 (0.0345)***	-0.0549 (0.0407)	-0.0538 (0.0406)
Z_{beme}	-0.1242 (0.0337)***	-0.1031 (0.0372)***	-0.1029 (0.0382)***

(续表)

变量	(1)	(2)	(3)
$Z_{L/A}$	0.0619 (0.0254)**	0.0432 (0.0280)	0.0409 (0.0275)
Z_{DOL}	0.0179 (0.0220)	0.0330 (0.0241)	0.0337 (0.0233)
Z_{DFL}	0.0345 (0.0233)	0.0408 (0.0253)	0.0388 (0.0254)
Z_{mom}	-0.0608 (0.0312)*	-0.0261 (0.0332)	-0.0284 (0.0342)
Observations	43 920	43 920	43 920

注：括号中为系数估计的标准差。采用贝叶斯估计的 Gibbs 抽样方法，***、**、* 分别表示是否 0 包含于 1%、5% 和 10% 的可信区间 (credible intervals) 中。为简洁起见，其他控制变量的估计结果未报告。

在各列中，货币政策变量 (X_{M2}) 的系数显著为负，这一结果与邓可斌等 (2018) 的研究一致，说明宽松的货币政策能有效降低系统性风险。在企业微观特征变量中，账面市值比 (Z_{beme}) 的系数显著而且为负数，表明价值型公司承担的系统性风险低于成长型公司⁵，这与过往的经验发现也是一致的 (Fama and French, 1992; Cosemans et al., 2015)。

至此，我们已经得到了产业扶持政策将增大 (降低) 国企 (民企) 系统性风险的结论。为了进一步判断国企和民企特质风险承担比重如何变化，我们借鉴陈海强与范云菲 (2015) 的研究，以个股月度波动率作为总风险的代理变量，实证检验了产业扶持政策对国企和民企总风险的影响。我们发现，在控制了其他因素后，产业政策对国企总风险几乎没有影响，却明显增大了国企的系统性风险，导致其特质风险比例下降。而对民企来说，产业政策使其总风险和系统性风险都有一定的降低，但系统性风险下降幅度远大于总风险下降幅度，因此其特质风险承担比例上升。⁶

(三) 引入产业扶持政策因素的股票定价模型的解释力

我们接着检验引入产业扶持政策因素的公司资本资产定价模型，证明研究假设 2。首先，参照 Pastor and Stambaugh (1999) 的方法，我们计算了各真实 β 的隐含截面标准差 (Implied SD)，以比较不同方法所测得的个股时变 β 的估计精度。Implied SD 的计算方法为： $Std(\beta) = [Var(\hat{\beta}) - \widehat{Var}_{\beta_i}]^{1/2}$ ，即全样本所有个股估计 β 的方差与每个个股估计 β 方差平均值之差的平方根，Implied SD 的值越小则说明估计的噪音越小。结果如

⁵ Liu et al. (2019) 认为中国股市占主导地位的价值指标并不是账面市值比 (B/M)，而是盈利价格比 (E/P)。我们也尝试将盈利价格比和账面市值比同时加入模型中进行回归，结果发现在我们的模型中盈利价格比并不显著，而账面市值比依旧显著，这说明账面市值比确实是与系统性风险相关的风险因子，而盈利价格比并不是风险因子，其可能只是与收益相关的一个特征因子 (潘莉和徐建国, 2011)。因此，我们最终在模型中加入的仅是账面市值比指标。

⁶ 限于篇幅，产业扶持政策影响企业总风险的相关实证结果未展示，如有需要，可以向作者索取。

表5所示。

从表5可知, Hybrid β 的均值要大于 Hybrid β -no IP, 说明在对混合 β 的估计时, 如果忽略产业扶持政策这一因素会造成一定程度的低估。从 Implied SD 的数值大小来看, Hybrid β 也要低于 Hybrid β -no IP, 这意味着产业扶持政策的加入将提高混合 β 的估计精度。同时, 与其他的个股时变 β 相比, Hybrid β 的估计精度也处于最高水平。

表5 引入产业扶持政策因素的混合 β 与其他个股时变 β 的估计精度比较

	Mean	SD	Implied SD
Hybrid β	1.0518	0.1510	0.1131
Hybrid β -no IP	1.0514	0.1496	0.1137
Rolling β -daily	1.0551	0.2178	0.1404
Rolling β -daily_Dimson	1.0493	0.3748	0.2112
Rolling β -monthly	1.0271	0.2901	0.1971
Vasicek β	1.0489	0.1815	0.1191

注: 表中的 Mean 为先计算每个时点 β 估计值的横截面流通市值加权均值, 然后再进行时间序列平均。SD 为 β 横截面标准差的时间序列均值。

接着, 对引入产业扶持政策因素的混合 β 的横截面收益解释力进行检验, 并同样与其他方法计算的 β 做了比较。即: 采用 Fama and Macbeth (1973) 的方法, 对各股票的超额收益 R_{it} 与各模型测得的 β_{it} 作分时段横截面回归, 具体方程如下:

$$R_{it} = \lambda_{0t} + \lambda_{1t}\beta_{it} + u_{it}. \quad (5)$$

为与上文保持一致, 统一选取样本区间为 2006 年 1 月至 2017 年 12 月, 样本跨度为 144 个月。在该样本期内的平均市场超额收益率 $\bar{R}_M = 0.0144$ 。若式 (5) 的结果显示 β_{it} 的系数 (λ_1) 显著, 且与样本期内的平均市场超额收益率 \bar{R}_M 较为接近, 同时截距项 (λ_0) 的值较小并且不显著, 则说明该系统性风险 β_{it} 具有较好的解释力。结果见表 6, 为避免变量内生性偏误 (EIV) 问题, 计算 t 值时使用了 Shanken (1992) 的方法进行调整。

从表 6 可知, 两个混合 β 的系数估计值 λ_1 都是显著为正的, 且其数值大小也与同时期的平均市场超额收益率 ($\bar{R}_M = 0.0144$) 较为接近, 同时, 回归的截距项 λ_0 相对较小且不显著, 说明模型效果比较理想。此外, 可以发现使用 Hybrid β 要比使用 Hybrid β -no IP 回归得到 λ_1 的 t 值更大, 同时回归的平均调整 R^2 也更高, 这意味着考虑产业扶持政策因素估测的系统性风险对横截面收益有更好的解释效力。除两个混合 β 之外, 其他 β 中只有 Rolling β -monthly 的系数估计值 λ_1 为正且显著, 但其截距项 λ_0 相对较大并且也显著, 这也不是很理想的结果。因此, 这些证据说明引入产业扶持政策因素的混合 β 在横截面收益解释力上是相对最为出色的。

结合表 5 和表 6 的结果, 可以发现无论是在 β 估计精度还是在横截面收益解释力上, 引入产业扶持政策因素都有极强的必要性。这就证明了研究假设 2 是成立的。

表 6 引入产业扶持政策因素的资本资产定价模型的横截面收益解释力

	λ_0	λ_1	Adj. R^2 (%)
Hybrid β	0.0113 (1.5733)	0.0090 (1.7731)	4.52
Hybrid β -no IP	0.0103 (1.5716)	0.0101 (1.7569)	4.50
Rolling β -daily	0.0297 (1.9190)	-0.0080 (2.0421)	4.40
Rolling β -daily_Dimson	0.0220 (2.5154)	-0.0002 (2.9136)	6.00
Rolling β -monthly	0.0133 (2.1205)	0.0060 (2.6760)	6.92
Vasicek β	0.0318 (1.7207)	-0.0099 (1.8584)	4.37

注：括号内为经 Shanken (1992) 调整后得到的 t 值绝对值的平均值。所报告的调整 R^2 为各时点截面回归得到的调整 R^2 的平均值。

需要说明的是，产业扶持政策作为一种中长期政策，理论上其对于 β 对股票收益解释力的提升应该强于其样本外预测力。这是因为：一方面，理论上产业政策需要较长的时期来有效帮助企业提升绩效；另一方面，产业政策在企业层面的作用会通过投资者对企业发展的预期得到反映，在模型的解释层面，这一作用不容忽视；但在预测层面，这一作用往往可以被一些微观指标所代替（如账面市值比）。

为了观察引入产业扶持政策因素的混合 β 是否具有更好的样本外预测力，我们进一步对比 Hybrid β 与其他 β 的样本外预测力。样本外检验期为 2015 年 1 月至 2017 年 12 月（共 36 个月），为了得到 β 样本外预测的时间序列结果，采取下列步骤：首先仅使用直至 t 月的数据来估计不同模型的 β ，并把该结果作为股票 i 在 $t+k$ 时刻的 β 预测值，记作 $\beta_{it+k|t}^F$ 。

我们同时考虑三个月、一年和三年的预测区间⁷，因此 k 的对应取值分别为 3、12 和 36。接着将个股预测 β 与相应预测区间内的已实现 β 进行比较，其中已实现 β 采用 $t+1$ 月至 $t+k$ 月的个股日度收益对市场日度收益回归得到，记为 β_{it+k}^R 。随后继续使用截至 $t+1$ 月的数据重新估计每个模型，以便得到 $t+1+k$ 时点的 β 预测值。对每个月重复上述步骤，最终每个不同 k 值均可得到所有 36 个时点的 β 样本外预测值。为降低小盘股所受到的市场微观结构噪音的影响 (Andersen et al., 2005)，我们通过计算每个样本外期间的流通市值加权均方误差 (MSE) 来评价各 β 估计值的预测精度，方法如下：

$$MSE_{i,t+k} = \sum_{i=1}^{N_t} w_{it} (\beta_{it+k}^R - \beta_{it+k|t}^F)^2, \quad (6)$$

其中， N_t 为第 t 月的样本股数量， w_{it} 表示每只股票在该月的权重值。

把利用 Hybrid β 得到的均方误差记为 MSE^0 ，而利用其他 β 得到的均方误差记为

⁷ 我们并未考察一个月预测区间的样本外预测能力，这是因为仅从一个月的日度收益数据来计算得到个股已实现 β 会存在较大的噪音。

MSE^j 。采用两种方法来评估 MSE^0 是否与 MSE^j 存在统计意义上的差异。第一种方法源于 Diebold and Mariano (1995), 在计算其 t 统计量时我们采用了 Andrews (1991) 的方法来计算长期方差的一致估计量。第二种用来检验有限样本预测准确度的方法为 GW 检验 (Giacomini and White, 2006)。从表 7 可知, 在短期 (三个月) 和中期 (一年) 的预测力检验中, Hybrid β 的预测精度除了低于 Rolling β -daily 及 Vasicek β 外, 比其余 β 都要更高。从长期 (三年) 来看, Hybrid β 的 MSE 除了稍高于 Hybrid β -no IP 之外, 比其他 β 的 MSE 都要显著更低。这些证据意味着, 引入产业政策因素的混合 β 在短期和中期的样本外预测中处于中等水平, 而在长期中则具有一定的预测优势。综合而言, 正如我们预期的那样, 相对于提升 β 的预测作用, 产业扶持因素对 β 解释力的提升更为重要。

表 7 引入产业扶持政策因素的资本资产定价模型的预测力

	Hybrid β	Hybrid β -no IP	Rolling β -daily	Rolling β -daily_Dimson	Rolling β -monthly	Vasicek β
Panel A: Three-month horizon						
MSE	0.2001	0.2009	0.1806	0.2625	0.2608	0.1786
Andrews t -stat		1.78	-1.44	3.20	3.08	-2.04
GW p -value		(0.07)	(0.15)	(0.00)	(0.00)	(0.04)
Panel B: One-year horizon						
MSE	0.1103	0.1110	0.0984	0.1842	0.1516	0.0907
Andrews t -stat		3.45	-1.82	2.50	3.34	-2.68
GW p -value		(0.00)	(0.07)	(0.01)	(0.00)	(0.01)
Panel C: Three-year horizon						
MSE	0.0430	0.0425	0.0595	0.1701	0.1161	0.0459
Andrews t -stat		-0.97	18.01	16.20	13.69	1.28
GW p -value		(0.33)	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.20)

注: 表中报告的 MSE 为所有时点计算的流通市值加权 MSE 的平均值。

五、稳健性检验

(一) 区分发展良好产业和其他产业

上文分析中, 我们假设民营企业更有竞争活力, 而产业扶持政策恰恰激发了这类企业的竞争活力。循着这一角度思考, 产业扶持政策更容易对竞争性较强、发展较良好的产业发挥降低系统性风险的作用, 而对于发展欠佳或发展前景不明确产业的扶持, 则可能容易加大相关企业对政府的依赖, 反而增加了这些企业的系统性风险偏好。为保证本文研究的稳健性, 我们进一步检验这一推论是否成立。

为此，首先在皮书数据库中下载了 14 篇有关产业发展情况的权威研究报告⁸。接着，通过阅读报告中对某产业发展情况的描述，根据 You et al. (2018) 的褒贬义词分类标准，统计每篇产业发展报告中褒义词和贬义词出现的数量，如果褒义词的数量多于贬义词，则认为该产业发展良好。⁹最后，将所有处于发展良好产业的样本公司分为一组，共包含 179 家公司。而剩余的其他公司则归为另一组，共有 126 家公司。分组之后，重复式 (3) 的模型进行贝叶斯回归，结果见表 8。

从表 8 可知，在发展良好产业中 *IP* 前的系数显著为负，而在其他产业中 *IP* 前的系数则显著为正。这意味着，对于发展良好产业而言，产业扶持政策确实起到了降低相关企业股票系统性风险，相对提高企业特质风险承担，从而促进企业活力的作用。而对于那些发展前景不明或发展欠佳的其他产业，产业扶持政策则加大了相关企业的系统性风险，可能会对企业的创新和生产效率造成不利的影响。

表 8 产业扶持政策与系统性风险：发展良好产业和发展欠佳产业的比较

	发展良好产业		其他产业	
	Mean	SD	Mean	SD
<i>IP</i>	-0.1091	(0.0235)***	0.1166	(0.0339)***
<i>X_{M2}</i>	-3.1621	(1.1697)***	-1.3480	(0.9444)
<i>X_{fixedinv}</i>	-0.4593	(0.9691)	-0.5556	(0.7907)
Control	是		是	
Observations	25 776		18 144	

注：采用贝叶斯估计的 Gibbs 抽样方法，***、**、* 分别表示是否 0 包含于 1%、5% 和 10% 的可信区间 (credible intervals) 中。未加入宏观政策变量与产权性质的交互项。为简洁起见，其他控制变量的估计结果未报告。

(二) 产业扶持政策对国有企业和民营企业创新的影响

构建如下计量模型：

$$\ln Patent_{it} (\ln Patenti_{it}, \ln Patentud_{it}, \ln Patentcit_{it}) = a_0 + a_1 IP_{it-1} + a_2 IP_{it-1} S_i + a_3 S_i + a_4 Control_{it-1} + \epsilon_{it-1}. \quad (7)$$

与黎文靖和郑曼妮 (2016) 一致，采用专利申请数量来衡量企业的创新产出。为此，在 CSMAR 中下载企业的年度专利申请数据，包括发明、实用新型和外观设计三类专利，将年度专利申请数量除以 12 得到月度专利申请数量。其中，*Patent* 代表企业月度专利 (发明、实用新型和外观设计) 申请总数；*Patenti* 代表企业月度发明专利申请数；*Patentud* 代表企业非发明专利 (实用新型和外观设计) 申请数。将这三个变量加 1 取自然对数之后，得到所需的因变量 $\ln Patent$ 、 $\ln Patenti$ 、 $\ln Patentud$ 。由于部分企业某些年份的专利数据缺失，我们的样本由 43 920 个减少到 30 444 个。

IP 和 *S* 的定义与前文一致，Control 中包括的变量有：企业规模、企业现金量、负债比率、流动比率、资产收益率、企业年龄、行业哑变量和月度哑变量。由于专利申请

⁸ 皮书数据库为社会科学文献出版社旗下的电子数据库，网址为：<https://www.pishu.com.cn/>。

⁹ 由于篇幅所限，未展示产业发展报告褒贬义词统计的具体结果，如有需要，可向作者索取。

数量在反映创新产出质量层面上可能存在问题,因此,参考郝项超等(2018),进一步采用企业当年申请并授予的单个专利他引次数(*Patentcit*)来衡量创新质量从而更全面地分析产业政策与企业创新之间的关系。专利引用数据同样来自于CSMAR,但由于数据缺失问题,样本进一步减少到26712个。同时,由于样本截断问题,我们采用准结构法(Hall et al., 2005; 郝项超等, 2018)对变量*Patentcit*进行调整。同样在对*Patentcit*加1取自然对数之后,得到所需的因变量 $\ln Patentcit$ 。结果见表9。

表9 产业扶持政策对国有企业和民营企业创新的影响

变量	$\ln Patent$ (1)	$\ln Patent_i$ (2)	$\ln Patent_{ud}$ (3)	$\ln Patent_{cit}$ (4)
<i>IP</i>	0.0444*** (2.9658)	0.0499*** (3.6861)	0.0223 (1.3628)	0.0257** (2.2967)
<i>IP</i> × <i>S</i>	-0.0219 (-1.2668)	-0.0578*** (-3.6876)	0.0204 (1.0573)	-0.0390*** (-2.9901)
<i>S</i>	-0.0856*** (-10.4319)	-0.0500*** (-6.5166)	-0.0499*** (-5.5072)	-0.0212*** (-3.4057)
Control	是	是	是	是
Observations	30444	30444	30444	26712

注:采用Tobit回归模型。***、**、*分别表示1%、5%和10%的显著性水平;括号内数值为*t*值。标准误差进行了Robust处理。

表9第(1)列中*IP*的系数估计值显著为正,而*IP*×*S*的估计值不显著,这表明产业政策的实施使得民企的专利申请总数显著增加,而国企的专利申请总数并未受到影响。第(3)列中,*IP*和*IP*×*S*的系数估计值均不显著,这表明产业扶持政策并不会对国企和民企的非发明专利申请产生显著影响。在第(2)列和第(4)列中,*IP*的估计系数显著为正,而*IP*×*S*的估计系数显著为负,且其绝对值大于*IP*前估计系数的绝对值。这说明民企的发明专利申请和专利引用次数在产业扶持政策的影响下显著增加,而国企的发明专利申请和专利引用次数却在产业扶持政策作用下显著减少。¹⁰也即,产业扶持政策对民企的创新质量有正向激励作用,而抑制了国企创新质量的提升。

综上,我们发现产业扶持政策促进了民企专利申请总量、发明专利申请数量和专利引用数量的提升,同时,显著减少了国企发明专利申请和专利引用的数量。因此,总的来看,产业扶持政策对民企创新产出的增加有激励作用,尤其促进了其实质性的创新行为(发明专利和专利引用数量增加)。但对国企来说,产业扶持政策导致国企高质量的实质性创新活动受到抑制(发明专利和专利引用数量减少)。这充分说明前文的假设具有较高的合理性。

¹⁰ 本文结果与黎文靖和郑曼妮(2016)不同,这是因为他们考察的主要是国家发改委的产业政策,而没有考虑大量的地方政府产业政策。

（三）更换产业扶持政策指标的结果

为保证研究结论的稳健可靠，我们亦尝试基于国家级五年规划文件来提炼产业扶持政策虚拟指标。参照 Chen et al. (2017)，我们对“十一五”“十二五”和“十三五”规划的政策文件进行了解读，将五年规划中明确扶持的产业区分为一般扶持和重点扶持（规划文件中对产业的描述包含“重点”“大力”等字眼），并按照如下三种方法设置产业扶持政策虚拟变量：（1） IP_F1 为五年规划一般扶持取 1，其他取 0；（2） IP_F2 为五年规划重点扶持取 1，其他取 0；（3） IP_F3 为五年规划重点扶持取 2，一般扶持取 1，其他取 0。利用上述三个产业扶持变量重新进行贝叶斯面板回归，重新证明了研究假设 1 是成立的。此外，我们还把上面三种用解读国家五年规划的方法所设置的产业扶持政策指标分别引入 β 的估计中，并对它们进行解释力检验，同样发现与不考虑产业扶持政策相比，加入用这三种方法度量的产业扶持政策因素估测的 β 对横截面收益普遍有着更好的解释效力。¹¹这也进一步支持了我们的研究假设 2。

六、结论与政策建议

产业扶持政策对于中国企业发展有着极其重要的作用。因此，产业扶持政策应该会对金融市场中的股票系统性风险产生重要的影响，并由此对金融市场健康发展产生关键性的影响，但尚未有文献对此予以讨论。本文对此问题首次进行深入的实证研究，发现：第一，产业扶持政策会显著影响系统性风险，特别地，产业扶持政策会降低民营企业的系统性风险，而增加国有企业的系统性风险；第二，产业扶持政策对公司股票收益率有着重要的解释力，而且这种解释作用不能被其他因子所代替；第三，产业扶持政策对于发展前景良好的产业，有着显著的正面激励作用。

本文的政策意义主要体现在两方面：第一，从股票系统性风险承担角度，我们证明了产业扶持对于增强民营企业活力具有重要作用，同时对于国有企业而言则会加强其市场垄断地位，产生负面作用。这直接说明了产业扶持政策会影响金融市场风险——收益关系分布的合理性。因此，从金融市场管理角度，给予更多的民营企业上市机会和融资机会，有利于减弱产业扶持政策对于金融市场的负面影响。第二，从本文的样本看，产业扶持政策仍然明显地向国有企业倾斜。因而，对于产业扶持政策本身而言，要加大对民营企业和发展前景良好产业的扶持力度，同时减弱对国有企业和发展前景差企业的扶持，这是降低甚至避免产业扶持政策带来金融市场系统性风险提升的关键。

参 考 文 献

- [1] Aghion, P., J. Cai, M. Dewatripont, L. Du, A. Harrison, and P. Legros. "Industrial Policy and Competition". *American Economic Journal: Macroeconomics*, 2015, 7 (4), 1-32.
- [2] Andersen, T., T. Bollerslev, and N. Meddahi. "Correcting the Errors: Volatility Forecast Evaluation Using

¹¹ 篇幅所限，未展示这些实证结果。如有需要，可向作者索取。

- High-frequency Data and Realized Volatilities”, *Econometrica*, 2005, 73 (1), 279-296.
- [3] Andrews, D., “Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariant Matrix Estimation”, *Econometrica*, 1991, 59 (3), 817-858.
- [4] Ang, A., and D. Kristensen, “Testing Conditional Factor Models”, *Journal of Financial Economics*, 2012, 106 (1), 132-156.
- [5] Beaver, W., P. Kettler, and M. Scholes, “The Association between Market Determined and Accounting Determined Risk Measures”, *The Accounting Review*, 1970, 45 (4), 654-682.
- [6] Black, F., M. C. Jensen, and M. Scholes, “The Capital Asset Pricing Model: Some Empirical Tests”, *Studies in the Theory of Capital Markets*, 1972, 81 (3), 79-121.
- [7] Brandt, L., and H. Li, “Bank Discrimination in Transition Economies: Ideology, Information, or Incentives”, *Journal of Comparative Economics*, 2003, 31 (3), 387-413.
- [8] Chen, D., O. Z. Li, and F. Xin, “Five-Year Plans, China Finance and Their Consequences”, *China Journal of Accounting Research*, 2017, 10 (3), 189-230.
- [9] 陈冬华、姚振晔, “政府行为必然会提高股价同步性吗? ——基于我国产业政策的实证研究”, 《经济研究》, 2018年第12期, 第112—128页。
- [10] 陈海强、范云菲, “融资融券交易制度对中国股市波动率的影响——基于面板数据政策评估方法的分析”, 《金融研究》, 2015年第6期, 第159—172页。
- [11] 程俊杰, “中国转型时期产业政策与产能过剩——基于制造业面板数据的实证研究”, 《财经研究》, 2015年第8期, 第131—144页。
- [12] Cosemans, M., R. Frehen, P. C. Schotman, and R. Bauer, “Estimating Security Betas Using Prior Information Based on Firm Fundamentals”, *Review of Financial Studies*, 2015, 29 (4), 1072-1112.
- [13] 邓可斌、丁重, “中国为什么缺乏创造性破坏? ——基于上市公司特质信息的经验证据”, 《经济研究》, 2010年第6期, 第66—79页。
- [14] 邓可斌、关子桓、陈彬, “宏观经济政策与股市系统性风险——宏微观混合 β 估测方法的提出与检验”, 《经济研究》, 2018年第8期, 第68—83页。
- [15] Diebold, F. X., and R. S. Mariano, “Comparing Predictive Accuracy”, *Journal of Business & Economic Statistics*, 1995, 253-263.
- [16] Dimson, E., “Risk Measurement When Shares Are Subject to Infrequent Trading”, *Journal of Financial Economics*, 1979, 7 (2), 197-226.
- [17] 丁志国、苏治、赵晶, “资产系统性风险跨期时变的内生性: 由理论证明到实证检验”, 《中国社会科学》, 2012年第4期, 第83—102页。
- [18] 董晓庆、赵坚、袁朋伟, “国有企业创新效率损失研究”, 《中国工业经济》, 2014年第2期, 第97—108页。
- [19] Fama, E. F., and K. R. French, “Common Risk Factors in the Returns on Stocks and Bonds”, *Journal of Financial Economics*, 1993, 33 (1), 3-56.
- [20] Fama, E. F., and K. R. French, “The Cross-section of Expected Stock Returns”, *Journal of Finance*, 1992, 47 (2), 427-465.
- [21] Fama, E. F., and J. D. MacBeth, “Risk, Return, and Equilibrium: Empirical Tests”, *Journal of Political Economy*, 1973, 81 (3), 607-636.
- [22] Giacomini, R., and H. White, “Tests of Conditional Predictive Ability”, *Econometrica*, 2006, 74 (6), 1545-1578.
- [23] Glover, B., and O. Levine, “Idiosyncratic Risk and the Manager”, *Journal of Financial Economics*, 2017, 126 (2), 320-341.
- [24] Gomes, J., L. Kogan, and L. Zhang, “Equilibrium Cross-section of Returns”, *Journal of Political Economy*, 2003, 111 (4), 693-732.
- [25] Hall, B. H., A. Jaffe, and M. Trajtenberg, “Market Value and Patent Citations”, *Rand Journal of Econom-*

- ics, 2005, 36 (1), 16-38.
- [26] 郝项超、梁琪、李政, “融资融券与企业创新: 基于数量与质量视角的分析”, 《经济研究》, 2018年第6期, 第127—141页。
- [27] 江飞涛、李晓萍, “直接干预市场与限制竞争: 中国产业政策的取向与根本缺陷”, 《中国工业经济》, 2010年第9期, 第26—36页。
- [28] Jin, L., and S. Myers, “R2 Around the World: New Theory and New Tests”, *Journal of Financial Economics*, 2006, 79 (2), 257-292.
- [29] 黎文靖、李耀淘, “产业政策激励了公司投资吗”, 《中国工业经济》, 2014年第5期, 第122—134页。
- [30] 黎文靖、郑曼妮, “实质性创新还是策略性创新? ——宏观产业政策对微观企业创新的影响”, 《经济研究》, 2016年第4期, 第60—73页。
- [31] Liu, J., R. Stambaugh, and Y. Yuan, “Size and Value in China”, *Journal of Financial Economics*, 2019, 134 (1), 48-69.
- [32] McAlister, L., R. Srinivasan, and M. C. Kim, “Advertising, Research and Development, and Systematic Risk of the Firm”, *Journal of Marketing*, 2007, 71 (1), 35-48.
- [33] Morck, R., B. Yeung, and W. Yu, “The Information Content of Stock Markets: Why Do Emerging Markets Have Synchronous Stock Price Movements?”, *Journal of Financial Economics*, 2000, 58 (1), 215-260.
- [34] 潘莉、徐建国, “A股市场的风险与特征因子”, 《金融研究》, 2011年第10期, 第140—154页。
- [35] Pastor, L., and R. F. Stambaugh, “Costs of Equity Capital and Model Mispricing”, *Journal of Finance*, 1999, 54 (1), 67-121.
- [36] Shanken, J., “On the Estimation of Beta-pricing Models”, *The Review of Financial Studies*, 1992, 5 (1), 1-33.
- [37] 宋立刚、姚洋, “改制对企业绩效的影响”, 《中国社会科学》, 2005年第2期, 第17—31页。
- [38] 宋瑞、金准、李为人、吴金梅, 《2017—2018年中国旅游发展分析与预测》。北京: 社会科学文献出版社, 2018年。
- [39] 孙晓华、李明珊, “国有企业的过度投资及其效率损失”, 《中国工业经济》, 2016年第10期, 第109—125页。
- [40] Vasicek, O. A., “A Note on Using Cross-sectional Information in Bayesian Estimation of Security Betas”, *The Journal of Finance*, 1973, 28 (5), 1233-1239.
- [41] Wang, H., J. Yan, and J. Yu, “Reference-dependent Preferences and the Risk-return Trade-off”, *Journal of Financial Economics*, 2017, 123 (2), 395-414.
- [42] 王克敏、刘静、李晓溪, “产业政策、政府支持与公司投资效率研究”, 《管理世界》, 2017年第3期, 第113—124页。
- [43] 吴延兵, “国有企业双重效率损失研究”, 《经济研究》, 2012年第3期, 第15—27页。
- [44] 杨洋、魏江、罗来军, “谁在利用政府补贴进行创新? ——所有制和要素市场扭曲的联合调节效应”, 《管理世界》, 2015年第1期, 第75—86页。
- [45] You, J., B. Zhang, and L. Zhang, “Who Captures the Power of the Pen?”, *Review of Financial Studies*, 2018, 31 (1), 43-96.
- [46] 余明桂、范蕊、钟慧洁, “中国产业政策与企业技术创新”, 《中国工业经济》, 2016年第12期, 第5—22页。
- [47] 张莉、朱光顺、李世刚、李夏洋, “市场环境、重点产业政策与企业生产率差异”, 《管理世界》, 2019年第3期, 第114—126页。
- [48] 张烧、路继业、姬东骅, “产业政策能否促进企业风险承担?”, 《会计研究》, 2019年第7期, 第3—11页。

Industrial Policies and Systematic Risk

DENG Kebin

(South China University of Technology; Gannan Normal University)

GONG Zhen*

(Shaoguan University)

Abstract: Using a unique dummy indicator measuring the strength of industrial policies based on textual mining method in the Baidu news dataset, we examine the impacts of industrial policies on involved firm's systematic risk based on Bayesian algorithm, and find that the industrial policies boost up the systematic risk of the state-owned firms located in relevant industries, while decreasing the systematic risk of the non-state-owned firms in these industries. We also find the factor of industrial policies which substantially determines listed firm's stock return. These findings clarify the crucial role of industrial policies on financial market risk.

Keywords: industrial policies; systematic risk; Bayesian algorithm

JEL Classification: G12, G14, G18

* Corresponding Author: Gong Zhen, Business School in Shaoguan University, Shaoguan, Guangdong 512005, China; Tel: 86-15914436843; E-mail: peacebee_gz@126.com.